N° 98-16 au catalogue

ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DU TRAVAIL AUTONOME AU CANADA AU MOYEN DE L'EDTR

Numéro d'enregistrement du produit 75F0002M

Novembre 1998

Wayne Simpson[1],Département d'économie, Université du Manitoba

Robert Sproule[2], Département d'économie, Université Bishop

La série des et du travail est conçue en vue de communiquer les résultats des études ainsi que les décisions importantes ayant trait au Programme sur la dynamique du revenu et du travail. Elle est une continuation de la Série de documents de recherche de l'EDTR. Ces documents sont disponibles en français et en anglais. Pour obtenir une description sommaire des documents disponibles ou un exemplaire de ces documents, communiquez avec l'Unité des services aux clients, Édifice Jean-Talon, 7e étage, section B5, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6; par INTERNET: DYNAMIQUE@STATCAN.CA; par téléphone au (613) 951-7355 ou sans frais au 1-888-297-7355; ou par télécopieur au (613) 951-3012.

---

1 Département d'économie, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba) R3T 2N2 Canada, simpson@cc.umanitoba.ca

2 Département d'économie, Université Bishop, Lennoxville (Québec) J1M 1Z7 Canada

106-03917/

SOMMAIRE

Le travail autonome a pris de l'importance au cours des dernières années. Le présent article vise à estimer un modèle structurel du travail autonome à partir de données récentes de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada. En plus de renfermer une première série de résultats pour le Canada, le présent article constitue une analyse plus exhaustive que les études antérieures de la décision de devenir travailleur autonome. Nous avons constaté que les hommes et les femmes se comportent de façon fort différente au chapitre du travail autonome et qu'il est donc justifié de les analyser séparément. Mentionnons notamment le fait que, bien qu'ils semblent très sensibles aux possibilités de revenu inhérentes au salariat et au travail autonome, les hommes et les femmes réagissent de façon très différente à la situation du chômage à l'échelon local. La correction du biais d'échantillonnage lié à la participation au marché du travail et au travail autonome s'est avérée significative dans les équations du revenu des hommes et des femmes.

TABLE DES MATIÈRES

		Page
1.	Introduction	1
2.	Cadre d'analyse	3
3.	Données et résultats empiriques	9
	3.1 Les données	9
	3.2 Résultats empiriques	12
	3.3 Nos résultats dans le contexte des travaux de recherche antérieurs	21
4.	Conclusion	27
Références		29

1. INTRODUCTION

Le travail autonome, qui est souvent ignoré par les chercheurs en raison de sa complexité d'un point de vue analytique ou des limites des données, constitue un élément important du marché du travail moderne. Par exemple, Aronson (1991) mentionne que le travail autonome a perdu du terrain aux États-Unis au début du siècle, mais a amorcé une remontée depuis 1970, représentant 8,8 % des emplois non agricoles du pays. Cet auteur a également fait état de pourcentages comparables ou plus élevés de travailleurs autonomes non agricoles en Europe, allant de 7,5 % au Royaume-Uni et au Danemark à 26,5 % en Grèce.[1]

Au Canada, le travail autonome a affiché un taux de croissance annuelle élevé (3,6 %) depuis 1976; le pourcentage de travailleurs autonomes est passé de 11 % à 16 % [Développement des ressources humaines Canada (1998, p. 14)]. Singulièrement, l'essor récent du travail autonome est survenu durant une période où la croissance du salariat était anémique, soit seulement 1,4 % par année en moyenne, et où l'écart entre le Canada et les États-Unis au chapitre du taux de chômage n'a jamais été aussi grand [Riddell et Sharpe (1998)].

La récente augmentation du nombre de travailleurs autonomes au Canada et ailleurs soulève de nombreuses questions. Quelles forces sont à l'origine de cet essor? Quels types de travailleurs deviennent travailleurs autonomes et le demeurent? La croissance du travail autonome s'explique-t-elle par une insuffisance de l'offre d'emplois salariés? Dans le cas contraire, quels facteurs sont en cause? Devient-on travailleur autonome par obligation ou par choix? Quelles sont les répercussions de la décision de devenir travailleur autonome sur le revenu?

---

[1] Parmi les études descriptives nationales qui ont été réalisées sur le travail autonome, mentionnons (a) Canada : Cohen (1988), Tepper (1988) et Développement des ressources humaines Canada (1998); (b) États-Unis : Becker (1983) et Bregger (1996); (c) Royaume-Uni : Creigh et coll. (1986), Daly (1991) et Hakim (1988). Pour une étude descriptive du travail autonome en Europe, voir Loufi (1991).

Bien que l'analyse de données chronologiques agrégées puisse donner un éclairage intéressant à certaines de ces questions, nous croyons plutôt pouvoir en apprendre beaucoup plus sur le comportement à l'égard du travailleur autonome en analysant les micro-données des ménages. Le présent article vise à fournir une analyse des déterminants du travail autonome au Canada à partir de données transversales récentes de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) de Statistique Canada, de même que d'une méthode d'estimation en trois étapes d'un modèle structurel de la décision de devenir travailleur autonome. À plusieurs égards, le présent article vient compléter les ouvrages qui traitent de cette décision et du revenu des travailleurs autonomes et des salariés. Premièrement, nous présenterons ce que nous considérons comme la première série de résultats d'un modèle économétrique structurel de la décision de devenir travailleur autonome au Canada. Sous ce rapport, le présent article s'ajoute à la brève liste d'études portant sur la situation de quelques pays, que nous analyserons ci-après à la lumière de nos résultats. Deuxièmement, notre examen de la décision de devenir travailleur autonome est plus exhaustif que ce que l'on retrouve dans les études antérieures. En général, celles-ci ont fait abstraction du biais d'échantillonnage lié à la participation au marché du travail dans le cadre de l'examen des possibilités de revenu inhérentes au travail autonome et au salariat. De même, les études antérieures mettaient surtout l'accent sur les hommes, et aucune n'a estimé des modèles distincts pour les hommes et les femmes. Notre article vient combler ces deux lacunes. Enfin, nous avons examiné l'impact de la situation du chômage à l'échelon local sur le travail autonome; à cet égard, nous présentons de nouveaux résultats sur les hommes et, ce qui constitue une première à notre connaissance, des résultats sur les femmes. D'après ces résultats, l'impact diffère considérablement selon le sexe; les hommes et les femmes doivent donc faire l'objet d'un examen distinct.

L'article est divisé comme suit. À la section 2, nous décrirons le cadre d'analyse du comportement à l'égard du travail autonome, notamment le modèle structurel et la méthode d'estimation. À la section 3, nous examinerons notre source de donnée et présenterons les résultats empiriques. Nous comparerons ensuite les résultats avec ceux des ouvrages traitant de la question. À la section 4, nous livrerons nos conclusions.

2. CADRE D'ANALYSE

La notion selon laquelle l'individu-type fasse un choix parmi les possibilités qui s'offrent à lui sur le marché du travail en évaluant l'espérance d'utilité de chacune est au coeur des ouvrages traitant de la participation au marché du travail et du travail autonome ainsi que de la présente étude. Si ce concept économique est enraciné dans l'analyse de la participation au marché du travail [p. ex. l'examen de Killingsworth (1983)], ce n'est que tout récemment qu'on l'a appliqué au choix entre le travail autonome et le salariat [p. ex. Dolton et Makepeace (1990), Pfeiffer et Pohlmeier (1992), Rees et Shah (1986) et Taylor (1996)].

Dans la présente étude, nous avons présumé que l'individu fait un choix en deux étapes. Premièrement, il décide de participer ou non au marché du travail. S'il penche pour la participation au marché du travail à la première étape, nous supposons que, à la deuxième étape, il doit choisir entre un emploi salarié et le travail autonome d'après son évaluation de l'espérance d'utilité de chaque option. À la lumière des modèles d'évaluation de l'espérance d'utilité de Rees et de Shah (1986) ainsi que de Pfeiffer et de Pohlmeier (1992)), nous partons du principe que pour l'individu i, le choix entre deux activités possibles (j=1,2) sera tributaire d'une équation de la forme :

$$\begin{cases} I_i = 1 (j = 1) \; if \; I_i^* = \gamma + \alpha (E[Y_{1i}] - E[Y_{2i}]) + \delta X_i + v_i > 0 \\ \quad = 0 (j = 2) \; if \; I_i^* \leq 0 \end{cases} \qquad (1)$$

où I_i^* est une variable de décision ou, en termes économétriques, une variable latente qui repose sur la différence entre le produit prévu de chaque activité, $E[Y_{1i}] - E[Y_{2i}]$, et sur d'autres caractéristiques socio-économiques, X_i, qui influent sur les comparaisons de l'utilité entre les individus et, par conséquent, sur les choix effectués par ces derniers.

Comme une seule option et, par conséquent, un seul produit, sont observés, le modèle doit également préciser comment le produit de chaque activité varie selon l'individu. Pour chaque activité, on emploie couramment, à titre de point de départ, une équation log-normale du revenu de la forme suivante :

$$Y_j = E[Y_{ji}] + \varepsilon_{ji} = \beta_j' Z_{ji} + \varepsilon_{ji}, \quad j = 1,2 \qquad (2)$$

où Z_{ji} est un vecteur des caractéristiques de l'individu i dans l'état j qui déterminent le logarithme prévu du revenu, Y_{ji}, et ε_{ji} est le terme de la perturbation à distribution normale avec une moyenne zéro et une variance constante σ_j^2. Compte tenu du produit éventuel calculé à l'équation (2), l'individu i choisit, à la lumière de l'indice latent de l'équation (1), (a) entre la participation au marché du travail et la non-participation et, s'il opte pour la participation, (b) entre le travail autonome et un emploi salarié.

Le modèle économétrique reposant sur ce cadre de choix discret séquentiel peut être exprimé comme suit. Premièrement, nous formulons une série d'équations afin de décrire le revenu tiré de la participation, que ce soit en tant que travailleur autonome ou salarié, et le revenu fictif correspondant à la non-participation en conformité à l'équation (2) :

$$\begin{cases} Y_{Wi} = Z_i^W \beta^W + \xi_i^W \\ Y_{Si} = Z_i^S \beta^S + \xi_i^S \\ Y_{Ni} = Z_i^N \beta^N + \xi_i^N \end{cases} \quad (3)$$

où Y_{ji} est le logarithme du revenu tiré de l'emploi salarié (j=W) ou du travail autonome (j=S), ou du revenu fictif correspondant à la non-participation (j=N) pour l'individu i; Z_i^j représente les déterminants du revenu tiré de l'emploi salarié, du revenu tiré du travail autonome ou du revenu fictif correspondant à la non-participation (j=W, S, et N, respectivement). Ici encore, nous présumons que les erreurs suivent une distribution normale avec une moyenne zéro et une variance constante σ_j^2. Nous spécifions ensuite une série d'équations pour expliquer les choix entre la non-participation et la participation et entre l'emploi salarié et le travail autonome en conformité avec l'équation (1) :

$$\begin{cases} P_i^* = \gamma_P + \alpha_P \{\max[E(Y_{Wi}), E(Y_{Si})] - E(Y_{Ni})\} + \delta_P X_i^P + \xi_i^P = V_i^P \pi_P + \xi_i^P \\ S_i^* = \gamma_S + \alpha_S \{E(Y_{Si}) - E(Y_{Wi})\} + \delta_S X_i^S + \xi_i^S = V_i^S \pi_S + \xi_i^S \end{cases} \quad (4)$$

où P_i^* et S_i^* sont les variables latentes qui déterminent les choix de l'individu i entre la non-participation et la participation et entre l'emploi salarié et le travail autonome, respectivement, compte tenu des caractéristiques individuelles influant sur le revenu que devraient procurer des activités de remplacement ainsi que des autres caractéristiques influant sur ces choix (X_i^P et X_i^S, respectivement). Enfin, nous devons préciser que nous observons le revenu Y_i seulement si l'individu travaille ($P_i^* > 0$) et que ce revenu est calculé pour l'individu et est tiré d'un travail autonome (lorsque $S_i^* > 0$) ou d'un emploi salarié (lorsque $S_i^* \bullet 0$) :

$$Y_i = \begin{cases} Y_{Si} \text{ if } P_i^* > 0 \text{ and } S_i^* > 0 \\ Y_{Wi} \text{ if } P_i^* > 0 \text{ and } S_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Ce modèle économétrique est un modèle changement-statu quo assez courant [p. ex. Borjas et Rosen (1980)] qui peut être estimé au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance; il est encore plus facile de l'estimer en trois étapes dans l'ordre suivant. À la première étape, on obtient des estimations convergentes des modèles de la participation et du travail autonome de forme réduite reposant sur la série d'équations (4) au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance (probit). Les estimations du coefficient de γ_P, α_P et δ_P ainsi que de γ_S, α_S et δ_S (que l'on exprime par π_P et π_S, respectivement, dans l'équation (4) pour simplifier la notation) peuvent être utilisées aux fins de l'estimation des termes du rapport de Mill inversé pour la participation et le travail autonome, respectivement, de la façon habituelle [Heckman (1979)]. À la deuxième étape, il est possible d'estimer de façon convergente les équations du revenu tiré de l'emploi salarié et du travail autonome en intégrant les deux termes du rapport de Mill inversé dans ces équations (série d'équations (3) pour Y_{Wi} et Y_{Si}) afin de corriger le biais d'échantillonnage attribuable aux décisions non aléatoires associées à la participation et au travail autonome.[2] Au moyen de l'équation (5), ces équations du revenu prennent la forme suivante :

[2] Nous avons utilisé une hypothèse simplificatrice courante, soit que les termes de la perturbation de la sélection ξ_w^P et ξ_w^S ne sont pas corrélés (p. ex. Catsiapis et Robinson, 1982; Hubler, 1989; Macpherson, 1988).

$$Y_{Si} = Z_i^S \beta^S + \lambda_{Pi}(P_i^* > 0) + \lambda_{Si}(S_i^* > 0) + \zeta_i^S$$
$$Y_{Wi} = Z_i^W \beta^W + \lambda_{Pi}(P_i^* > 0) + \lambda_{Si}(S_i^* \leq 0) + \zeta_i^W,$$

$$\textit{where } \lambda_{Pi}(P_i^* > 0) = \frac{\phi(V_i^P \hat{\pi}_P / \hat{\sigma}_P)}{\Phi(V_i^P \hat{\pi}_P / \hat{\sigma}_P)},$$

$$\lambda_{Si}(S_i^* > 0) = \frac{\phi(V_i^P \hat{\pi}_S / \hat{\sigma}_S)}{\Phi(V_i^P \hat{\pi}_S / \hat{\sigma}_S)},$$

$$\textit{and } \lambda_{Si}(S_i^* \leq 0) = \frac{-\phi(V_i^S \hat{\pi}_S / \hat{\sigma}_S)}{1 - \Phi(V_i^S \hat{\pi}_S / \hat{\sigma}_S)} \qquad (6)$$

où les coefficients utilisés pour calculer λ_{Pi} et l_{Si} sont estimés à la première étape.

À la troisième étape, nous pouvons estimer de façon convergente un modèle structurel du travail autonome [l'équation pour S_i^* dans (4)] au moyen de la différence de revenu prévue entre les salariés et les travailleurs autonomes tirée des estimations de l'équation du revenu [série d'équations (6)].

Si le modèle économétrique renferme des renseignements utiles sur divers aspects du comportement de la population active, nous nous intéressons principalement au modèle structurel de la dernière étape de l'estimation ainsi qu'à l'impact des incitatifs économiques sur la décision de devenir travailleur autonome. Cela nous amène à nous concentrer sur l'impact des possibilités de revenu. Le modèle fournit une estimation directe de l'influence des possibilités de revenu (estimées) de l'individu sur le choix entre l'emploi salarié et le travail autonome. D'après la théorie économique, il est fort probable que les travailleurs soient attirés par le travail autonome lorsqu'ils entrevoient la possibilité de toucher un revenu supérieur, c.-à-d. que $a_S > 0$ dans l'équation (4).

Toutefois, nous devons également mettre l'accent sur l'impact du taux de chômage local sur la décision de devenir travailleur autonome. Divers travaux de recherche récents laissent entendre que la conjoncture du marché du travail a un impact, éventuellement sur la probabilité de l'obtention d'une offre d'emploi salarié.[3] Ce que nous appelons l'hypothèse de l'influence du chômage laisse entendre qu'il y a moins d'offres d'emploi lorsque le chômage est élevé et que de nombreux travailleurs qui se retrouvent dans cette situation pourraient préférer le travail autonome à de longues périodes sans travail [Taylor (1996, p. 253)]. Selon Dennis (1996), le travail autonome pourrait, pour certains, représenter la seule option envisageable lorsqu'il n'y a pas d'autre option. Implicitement, l'hypothèse de l'influence du chômage suppose que le taux de travail autonome augmente en période de ralentissement économique ou est contracyclique [Meager (1992, p. 89)]. À titre d'exemples de travaux de recherche qui soutiennent cette hypothèse, mentionnons Acs et coll. (1994), Bogenhold et Staber (1991) et Evans et Leighton (1989).

À l'opposé, l'hypothèse de l'influence de la prospérité soutient que les offres d'emploi salarié abondent lorsque le taux de chômage est bas. Dans ce contexte, il se pourrait que les travailleurs optent pour le travail autonome en sachant qu'ils pourront facilement se trouver un autre emploi salarié si les choses tournent mal [Taylor (1996, p. 253)]. Implicitement, cette hypothèse suppose que le taux de travail autonome suit le cycle économique ou est procyclique [Meager (1992,

[3] Dans notre modèle, nous avons estimé la rémunération susceptible d'être offerte au travailleur autonome et au salarié; cependant, il est peut-être plus probable que les salariés se voient offrir la rémunération moyenne estimée ou une rémunération supérieure lorsque la conjoncture du marché du travail est favorable, c.-à-d. lorsque le taux de chômage est bas.

p. 89)]. Les travaux de recherche de Blanchflower et Oswald (1991), entre autres, étayent cette hypothèse.[4]

3. DONNÉES ET RÉSULTATS EMPIRIQUES

Dans cette section, nous présenterons les résultats de notre analyse économétrique et les comparerons avec ceux de travaux de recherche antérieurs. Tout d'abord, nous commenterons brièvement l'échantillon de données.

3.1. Les données

Contrairement aux enquêtes qu'elle a remplacées, notamment l'Enquête sur l'activité réalisée de 1986 à 1990, l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) de Statistique Canada fournit des données détaillées sur la participation au marché du travail et le revenu des travailleurs autonomes ainsi que des salariés. Le tableau 1 fait état des variables de l'EDTR qui ont été utilisées dans la présente étude. On y retrouve plus précisément leur définition et leur valeur moyenne selon le sexe pour les travailleurs autonomes et les salariés. Les individus sont classés en tant que travailleurs autonomes ou salariés d'après leur réponse à une question directe sur leur travail actuel ou le plus récent. L'échantillon est constitué de tous les répondants âgés de moins de 65 ans dont les dossiers sont complets pour l'ensemble des variables du tableau 1.

---

[4] L'hypothèse de l'influence de la prospérité peut être considérée comme une variante spéciale de l'hypothèse voulant que les individus deviennent travailleurs autonomes du fait que les avantages monétaires et non monétaires nets de cette formule l'emportent sur ceux que procurent le salariat, dans la mesure où les avantages non monétaires du travail autonome sont uniquement liés au mode de vie [p. ex. une plus grande indépendance, la flexibilité et la possibilité de travailler à la maison]. L'importance des avantages du travail autonome qui sont liés au mode de vie a trouvé un écho dans un récent article de Mallett (1991, p. 16). Dans une analyse de données d'enquête, il a fait remarquer que l'argent n'est pas la seule motivation des travailleurs autonomes au Canada.

Tableau 1 : Variables statistiques - hommes et femmes, travailleurs autonomes et salariés

Variable [1]	Définition	Hommes		Femmes	
		Travailleurs autonomes	Salariés	Travailleurs autonomes	Salariés
PTC?	Revenu positif en 1994?	70,2 %	69,3 %	57,2 %	53,6 %
AGE	Âge en années	42,7	38,6	39,8	39,3
YRSCH	Années de scolarité	12,7	12,5	13,0	12,5
HS?	Diplôme d'études secondaires?	60,2 %	61,6 %	70,4 %	66,6 %
PS?	Diplôme d'études postsecondaires?	37,3 %	32,7 %	38,7 %	35,5 %
UNIV?	Diplôme universitaire?	16,6 %	13,8 %	16,6 %	12,1 %
EDEXCAN?	Études à l'extérieur du Canada?	8,6 %	6,1 %	7,5 %	6,2 %
EVERFT?	A déjà travaillé à temps plein?	99,3 %	94,6 %	92,7 %	88,4 %
PCTFT	% de la carrière représenté par les emplois à temps plein	91,8 %	82,2 %	64,5 %	65,7 %
URATE [2]	Taux de chômage	10,7 %	11,5 %	11,0 %	11,4 %
VISMN?	Minorité visible?	3,1 %	3,5 %	2,8 %	3,4 %
ABRG?	Autochtone?	1,5 %	2,7 %	3,1 %	3,0 %
IMMG?	Immigrant?	12,2 %	9,1 %	10,1 %	8,9 %
DISAB?	Handicapé?	4,5 %	8,3 %	6,2 %	7,6 %
STUDENT?	Étudiant en 1994?	6,2 %	17,0 %	14,7 %	17,1 %
MRRD?	Marié ou conjoint de fait?	82,0 %	66,5 %	75,3 %	67,6 %
PRSCHL?	Enfants de moins de 6 ans?	17,5 %	16,0 %	18,3 %	17,4 %
CHLDN?	Enfants de 6 à 19 ans?	50,7 %	44,8 %	52,9 %	46,4 %
ENG?	Anglais comme langue maternelle?	66,4 %	66,0 %	69,5 %	66,5 %
FR?	Français comme langue maternelle?	19,1 %	25,6 %	19,7 %	24,5 %

Variable [1]	Définition	Hommes		Femmes	
		Travailleurs autonomes	Salariés	Travailleurs autonomes	Salariés
HSF?	Le père a terminé ses études secondaires?	19,6 %	24,3 %	23,6 %	22,6 %
UNIF?	Le père a un diplôme universitaire?	7,5 %	6,7 %	8,1 %	6,8 %
HSM?	La mère a terminé ses études secondaires?	30,0 %	31,2 %	33,1 %	30,7 %
UNIM?	La mère a un diplôme universitaire?	3,5 %	4,0 %	5,8 %	3,3 %
ATL?	Habite une province de l'Atlantique?	14,8 %	22,5 %	18,9 %	21,5 %
QUE?	Habite le Québec?	16,3 %	21,5 %	16,1 %	21,0 %
ONT?	Habite l'Ontario?	25,6 %	26,0 %	25,0 %	27,1 %
PR?	Habite une province des Prairies?	33,1 %	21,9 %	29,2 %	21,7 %
BC?	Habite la Colombie-Britannique?	10,2 %	8,1 %	10,8 %	8,6 %
EARN [3]	Revenu en 1994?	27 023 $	31 796 $	16 519 $	19 407 $
HRWK [3]	Heures de travail par semaine	49,6	40,4	33,9	32,3
WKS [3]	Semaines de travail	51,4	46,5	48,6	45,8
YRXFT [3]	Expérience de travail (équivalent temps plein en années)	22,9	16,8	13,0	11,2
n	Nombre d'observations	1 087	7 675	1 218	8 221

Notes : (1) «?» dénote une variable fictive (oui=1; non=0). (2) Le taux de chômage est le taux de chômage de la province enregistré en juin 1994. (3) Les chiffres présentés correspondent aux moyennes calculées pour ceux qui ont un revenu positif; 324 des 1 087 travailleurs autonomes n'avaient pas de revenu, ni d'heure ou de semaine de travail en 1994, et la variable YRXFT n'a pas été calculée; il en va de même pour 2 357 des 7 675 salariés, pour 521 des 1 218 travailleuses autonomes et pour 3 811 des 8 221 salariées.

Source : Fichier de données à grande diffusion de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1994.

Le tableau 1 fait ressortir plusieurs tendances. Le pourcentage d'hommes et de femmes qui sont travailleurs autonomes est sensiblement le même, soit un peu moins de 15 % de l'échantillon, ce qui concorde avec d'autres estimations [Développement des ressources humaines Canada (1998, p. 14)]. En définitive, les travailleurs autonomes de sexe féminin (masculin) sont plus scolarisés que les salariés de sexe féminin (masculin). Ce résultat semble aller à l'encontre de l'hypothèse de sélection selon laquelle le groupe qui n'a pas été soumis à la sélection (les travailleurs autonomes) sera moins scolarisé dans la mesure où il s'agit d'un critère de sélection, par opposition à un outil de perfectionnement des compétences [Wolpin, 1977]. Les femmes (ou les hommes) mariées (mariés) ayant des enfants sont plus susceptibles d'être travailleurs autonomes. Enfin, nous aimerions souligner que le travailleur autonome moyen de sexe féminin (et de sexe masculin) a une semaine de travail plus longue, travaille pendant un plus grand nombre de semaines durant l'année et possède une plus grande expérience de travail à temps plein que son homologue salarié. Pour analyser l'impact de ces tendances et d'autres tendances qui se dégagent des données sur les possibilités de revenu et la décision de devenir travailleur autonome, nous allons recourir au modèle économétrique.

3.2. Résultats empiriques

La méthode d'estimation utilisée est le processus en trois étapes décrit à la section 2. La première étape consiste à estimer les modèles probit de forme réduite [équation (4)] de la décision de participer au marché du travail (P_i^*) et de la décision de devenir travailleur autonome (S_i^*) pour les hommes et les femmes. Les estimations de forme réduite, qui sont présentées au tableau 2, témoignent de l'impact des caractéristiques individuelles sur les probabilités de la participation au marché du travail et du travail autonome; cependant, il n'est pas facile de les interpréter dans l'optique du cadre d'analyse décrit ci-dessus. Les résultats ont été

utilisés principalement aux fins de l'estimation des termes du rapport de Mill inversé, λ_{Pi} et λ_{Si}, ainsi que de la correction du biais dans les équations du revenu (6) estimées à la deuxième étape. Nous avons notamment constaté que l'impact du taux de chômage local, qui sera analysé plus en détail ci-après, semble très différent selon le sexe. Bien qu'il soit négatif pour les hommes comme pour les femmes, ce qui va dans le sens de l'hypothèse de l'influence de la prospérité, il est beaucoup moins important et significatif dans le cas des femmes. En outre, ce résultat ne contrôle pas directement l'impact des différences quant aux possibilités de revenu sur la décision de devenir travailleur autonome, contrairement au modèle structurel estimé ci-dessous.

Tableau 2 : Résultats de la régression probit de forme réduite pour la décision de participer au marché du travail et la décision de devenir travailleur autonome

[valeurs de t entre parenthèses]

Variable	Participation? [1]		Travailleurs autonomes? [2]	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Constante	-1,070 (-4,596)	-1,477 (-7,789)	-2,040 (-7,354)	-1,583 (-5,114)
ÂGE	0,067 (5,891)	0,064 (6,802)	0,079 (5,980)	0,013 (0,845)
AGESQ	-0,001 (-9,356)	-0,001 (-10,873)	-0,001 (-4,464)	-0,000 (0,271)
VISMN	-0,294 (-2,492)	-0,011 (-0,111)	-0,384 (2,846)	-0,289 (-1,785)
ABRG	-0,357 (-3,297)	-0,282 (-3,242)	-0,250 (-1,764)	0,140 (1,027)
IMMG	0,206 (1,598)	0,178 (1,822)	-0,025 (-1,764)	-0,080 (-0,575)
DISAB	-1,243 (-21,393)	-0,844 (-14,695)	-0,074 (-0,755)	0,327 (2,883)
ATL	-0,065 (-1,109)	-0,218 (-4,834)		
QUE	-0,193 (-2,256)	-0,273 (-4,180)		
PR	0,123 (2,051)	0,097 (2,142)		

Variable	Participation? [1]		Travailleurs autonomes? [2]	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
BC	0,193 (2,254)	0,137 (2,214)		
EVERFT	1,121 (12,702)	1,118 (20,920)		
YRSCH	0,050 (7,816)	0,083 (14,361)		
STUDENT	-0,347 (-4,962)	0,073 (1,327)	-0,285 (-3,609)	-0,083 (-1,075)
EDEXCAN	-0,179 (-1,306)	-0,113 (-1,064)	-0,020 (-0,160)	0,015 (0,098)
URATE			-0,041 (-5,881)	-0,013 (-1,604)
PS			0,010 (0,242)	-0,065 (-1,279)
HS			-0,103 (-2,270)	-0,161 (-2,819)
UNIV			0,017 (0,301)	0,068 (0,978)
MRRD	0,386 (6,742)	-0,0560 (-1,510)	0,039 (0,664)	0,136 (2,207)
PRSCHL	-0,240 (-3,452)	-0,654 (-14,835)	0,132 (-3,878)	0,136 (2,030)
CHLDN	0,120 (2,556)	-0,229 (-6,514)	0,015 (2,344)	0,222 (4,341)
ENG	0,072 (0,828)	0,032 (0,490)	-0,313 (-3,878)	-0,192 (-1,933)
FR	0,163 (1,470)	0,112 (1,331)	-0,476 (-5,352)	-0,369 (-3,319)
HSF			-0,050 (-0,813)	0,011 (0,824)
UNIVF			0,084 (0,910)	0,097 (0,972)
HSM			0,014 (0,275)	0,083 (1,401)
UNIVM			-0,006 (-0,051)	0,478 (4,078)
$\chi 2$	1 903,44	2 518,400	426,670	164,630
n	8 762	9 439	6 194	5 289
% de prévisions exactes	88,9 %	79,5 %	82,7 %	89,1 %

[1] La variable dépendante est 1 si le répondant participe au marché du travail (a un revenu positif) et 0 autrement.

[2] La variable dépendante est 1 si le travailleur est travailleur autonome et 0 s'il est salarié.

À la deuxième étape, on estime la série d'équations du revenu (6) des travailleurs autonomes et des salariés (hommes et femmes). On a intégré les estimations de λ_P et de λ_S pour corriger le biais d'échantillonnage et on a eu recours à la méthode des moindres carrés généralisés pour corriger l'hétéroscédasticité engendrée par l'inclusion des termes estimés (par opposition aux termes réels) du rapport de Mill inversé [White (1980)]. Ces estimations obtenues par la méthode des moindres carrés généralisés sont présentées au tableau 3. Elles font état de l'impact des caractéristiques individuelles sur le revenu que toucherait l'individu s'il était travailleur autonome ou salarié.

Tableau 3 : Résultats de la régression de l'équation du revenu corrigée en fonction du biais d'échantillonnage lié à la participation et au travail autonome [valeurs de t entre parenthèses; la variable dépendante est le log du revenu annuel avant impôt de 1994; la méthode d'estimation utilise la technique de Heckman (1979) aux fins de la correction du biais d'échantillonnage et la méthode de White (1980) aux fins de la production d'erreurs-types hétéroscédasticiquement convergentes.]

Variable	Hommes		Femmes	
	Travailleurs autonomes	Salariés	Travailleurs autonomes	Salariés
Constante	6,727 (7,186)	6,716 (47,810)	6,895 (14,340)	6,288 (53,420)
VISMN	-0,182 (-0,739)	-0,156 (-2,586)	-0,121 (-0,492)	0,116 (1,771)
ABRG	0,051 (0,192)	0,059 (1,043)	-0,020 (-0,065)	-0,069 (-0,841)
IMMG	0,226 (1,097)	0,041 (0,737)	-0,070 (-0,284)	0,079 (0,156)
DISAB	0,142 (0,433)	0,034 (0,384)	-0,243 (-0,985)	-0,194 (-0,242)
STUDENT	-0,105 (-0,468)	-0,141 (-4,553)	-0,131 (-1,068)	-0,209 (-6,488)
EDEXCAN	-0,197 (-0,893)	0,076 (1,306)	-0,091 (-0,300)	-0,133 (-1,937)
ATL	-0,172 (-1,180)	-0,143 (-5,550)	-0,267 (-2,273)	-0,194 (-6,524)

Variable	Hommes		Femmes	
	Travailleurs autonomes	Salariés	Travailleurs autonomes	Salariés
QUE	-0,059 (-0,352)	-0,054 (-1,512)	-0,056 (-0,309)	-0,062 (-1,605)
PR	-0,184 (-1,918)	-0,094 (-3,796)	-0,054 (-0,5120)	-0,124 (-4,564)
BC	-0,042 (-0,302)	0,050 (1,524)	0,149 (0,969)	0,010 (0,234)
EVERFT	1,076 (2,143)	0,500 (5,015)	0,406 (1,359)	0,176 (1,916)
PCTFT	0,701 (2,624)	0,314 (7,126)	0,471 (3,296)	0,299 (6,951)
YRXFT	0,017 (0,731)	0,041 (12,420)	0,036 (2,671)	0,038 (9,417)
YRXSQ	-0,000 (-0,718)	-0,001 (-7,254)	-0,001 (-2,108)	-0,001 (-5,288)
HS	0,211 (2,429)	0,160 (7,256)	0,280 (2,677)	0,196 (7,320)
PS	0,183 (2,282)	0,114 (6,587)	0,159 (1,934)	0,148 (7,052)
UNIV	0,474 (3,655)	0,343 (14,450)	0,519 (4,708)	0,395 (12,610)
HRSWK	-0,010 (4,413)	0,010 (9,277)	0,014 (4,146)	0,017 (6,722)
WKSEM	0,014 (1,976)	0,033 (31,100)	0,024 (5,339)	0,036 (34,280)
ENG	0,152 (0,922)	0,077 (1,782)'	-0,052 (-0,299)	0,115 (2,376)
FR	0,027 (0,113)	0,096 (1,880)	-0,234 (-1,076)	0,127 (2,257)
λ_S	-0234 (-0,530)	-0,472 (-14,190)	-0,417 (-11,600)	-0,830 (-3,864)
λ_P	-0,427 (-1,023)	-0,588 (-4,111)	-0,265 (-0,968)	-0,386 (-4,711)
R^2	0,220	0,656	0,386	0,639
F	9,061	438,264	18,418	337,801
n	763	5 318	697	4 410

Les résultats nous renseignent quant aux possibilités de revenu que le travail autonome et le salariat offrent à des hommes et à des femmes présentant différentes caractéristiques. Par exemple, les études sont tout aussi précieuses ou le sont davantage pour les travailleurs autonomes, ce qui confirme de nouveau la thèse voulant que les études augmentent la productivité au lieu de constituer un

critère de sélection qui l'emporte sur d'autres caractéristiques des travailleurs. Le produit estimé du diplôme d'études secondaires, du diplôme d'études postsecondaires ou du diplôme universitaire est supérieur pour les travailleurs autonomes des deux sexes que pour leurs homologues salariés. Par contre, les résultats sont partagés pour ce qui est du produit de l'expérience de travail.

Les résultats prouvent que le travail autonome peut être avantageux pour les femmes qui ne parlent aucune des langues officielles. Le tableau 3 révèle que les salariées touchent une prime d'environ 12 % lorsqu'elles ont le français ou l'anglais comme langue maternelle; cependant, cette prime est réduite à néant dans le cas des travailleuses autonomes (en réalité, elle est négative quoique non significative). Nous n'avons pas observé une telle tendance chez les hommes, ce qui signifie peut-être que le travail autonome et le salariat n'offrent pas les mêmes possibilités aux hommes et aux femmes. De même, aucune tendance manifeste ne se dégage d'autres variables connexes, par exemple le fait d'appartenir à une minorité visible et le statut d'immigrant.

Les termes qui testent le biais d'échantillonnage lié à la participation au marché du travail et au travail autonome, λ_{Pi} et λ_{Si}, respectivement, sont significatifs dans six des huit cas, ce qui suppose que les estimations obtenues par la méthode des moindres carrés ordinaires seraient biaisées. Nous tenons notamment à préciser que le terme associé à la participation est significatif pour les hommes et les femmes qui sont salariés (mais non pas pour les travailleurs autonomes des deux sexes), ce qui indique que les études qui font abstraction de la décision de participer au marché du travail pour analyser le revenu risquent de produire des estimations biaisées, même pour les hommes. Étant donné que les résultats de la régression du revenu présentés au tableau 3 sont généralement employés aux fins de l'estimation du modèle structurel de la décision de devenir travailleur autonome (comme nous l'avons fait ci-dessous), le biais engendré par

l'omission de la correction du comportement à l'égard de la participation serait transmis aux estimations du modèle structurel.

Enfin, nous tenons à faire remarquer que R^2 est beaucoup plus faible dans les équations du revenu des travailleurs autonomes des deux sexes. Comme le revenu moyen tiré du travail autonome est similaire à celui tiré d'un emploi salarié (voir tableau 1), cela laisse entendre que la variance de l'estimation est beaucoup plus grande pour le travailleur autonome que pour le salarié –0,95 comparativement à 0,37 chez les hommes, et 1,05 par rapport à 0,42 chez les femmes. Ces résultats concordent avec la thèse voulant que le travail autonome représente une option plus risquée que le salariat (Rees et Shah, 1986).

La troisième et dernière étape consiste à estimer le modèle probit structurel correspondant à l'équation (4). Ce modèle utilise la différence estimée entre le travail autonome et le salariat au chapitre du logarithme du revenu prévu (ΔEARN au tableau 4), qui a été calculée à partir des estimations du tableau 3. Le coefficient estimé à l'égard de cette variable correspond à α_S dans l'équation (4), qui mesure l'impact de la différence de revenu sur l'indice latent, S_i^*, lequel oriente la décision de devenir travailleur autonome, compte tenu d'autres facteurs (X_i^S). Le tableau 4 renferme deux séries d'estimations. Premièrement, nous présentons ce que nous appelons des estimations sans restriction, qui englobent une longue liste de facteurs supplémentaires, entre autres l'âge (afin que l'on puisse mesurer l'incidence du cycle de vie), la situation de famille, bon nombre des autres variables qui figurent dans les équations du revenu, ainsi que le taux de chômage local. Deuxièmement, nous avons inclus ce que nous appelons les estimations avec restrictions, qui englobent uniquement le taux de chômage local à titre de facteur supplémentaire. Ainsi, nous pouvons mesurer la robustesse de nos résultats relatifs à ΔEARN et au taux de chômage dans l'optique de spécifications de rechange de X_i^S.

Tableau 4 : Modèle probit structurel de la décision de devenir travailleur autonome [La variable dépendante est 1 si l'individu est travailleur autonome et 0 s'il est salarié; les valeurs de t sont entre parenthèses.]

Variable	Hommes		Femmes	
	Sans restriction	Avec restrictions	Sans restriction	Avec restrictions
Constante	-5,844 (-15,195)	0,060 (0,713)	-12,706 (-9,538)	-4,237 (-18,384)
ΔEARN [1]	4,834 (39,050)	1,974 (26,814)	13,048 (14,859)	6,441 (24,558)
URATE	-0,142 (-14,384)	-0,076 (-10,280)	0,033 (1,297)	0,031 (2,207)
AGE	0,337 (17,771)		0,099 (2,008)	
AGESQ	-0,003 (-15,285)		-0,000 (-0,154)	
VISMN	-0,929 (-4,962)		2,101 (2,181)	
ABRG	-0,518 (-2,685)		-0,588 (-1,214)	
IMMG	-1,004 (-6,752)		2,008 (4,485)	
DISAB	-1,550 (-10,988)		2,997 (8,408)	
STUDENT	-0,948 (-8,912)		-1,262 (-4,887)	
EDEXCAN	1,198 (7,193)		-1,135 (-2,363)	
HS	-0,255 (-4,296)		-1,413 (-7,118)	
PS	-0287 (-5,067)		-0,369 (-2,163)	
UNIV	-0,476 (-6,200)		-0,422 (-1,664)	
MRRD	0,286 (3,688)		0,431 (1,994)	
PRSCHL	0,160 (2,132)		-0,373 (-1,671)	
CHLDN	0,120 (2,107)		0,603 (3,291)	
ENG	-0,769 (-7,485)		1,343 (4,355)	
FR	-0,690 (-5,978)		3,042 (7,532)	
Fonction du logarithme du rapport de vraisemblance	-1531,6	-2 417,7	-175,604	-471,27
n	6 081	6 081	5 107	5 107
% de prévisions exactes	88,9 %	79,7 %	98,5 %	96,2 %

[1] ΔEARN est la différence de revenu entre le travail autonome et le salariat qui a été prévue à partir des caractéristiques individuelles et des résultats de l'équation du revenu du tableau 3.

L'impact de ΔEARN sur la décision de devenir travailleur autonome est positif et significatif, comme le prévoyait la théorie économique. Les coefficients estimés sont assez élevés, ce qui indique que la décision de devenir travailleur autonome est très sensible aux possibilités de revenu inhérentes au travail autonome et au salariat. En d'autres termes, les preuves laissent entendre que les Canadiens des deux sexes dont les caractéristiques sont mieux récompensées par le travail autonome sont les plus susceptibles d'être attirés par cette formule de travail, compte tenu d'autres facteurs.

L'impact du taux de chômage local varie de façon spectaculaire selon le sexe. Dans le cas des hommes, un taux de chômage plus faible associé à une meilleure conjoncture du marché du travail se traduit par une plus grande fréquence du travail autonome si l'on tient compte d'autres facteurs (notamment les récompenses personnelles procurées par le travail autonome et le salariat exprimées par ΔEARN). Ce résultat concorde avec l'hypothèse de l'influence de la prospérité. En revanche, chez les femmes, un taux de chômage plus bas est associé à une fréquence plus faible du travail autonome, ce qui va dans le sens de l'hypothèse de l'influence du chômage. Toutefois, cet effet n'est significatif que dans le modèle avec restrictions.

Ces conclusions, exception faite de l'impact du taux de chômage chez les femmes, sont valables pour les modèles avec restrictions et sans restriction. En réalité, l'impact estimé de ΔEARN est plus grand dans le cas des hommes et des femmes lorsque d'autres facteurs sont pris en compte, à l'instar de l'impact du taux de chômage chez les hommes.

Pour ce qui est du modèle sans restriction, le cycle de vie a manifestement un impact représenté par la variable ÂGE et son carré, ce qui suppose que les travailleurs plus âgés sont plus susceptibles de devenir travailleurs autonomes, bien

que l'impact soit beaucoup moins grand chez les femmes.[5] En outre, parmi les travailleurs autonomes, on constate des différences notables entre les hommes et les femmes. Les hommes qui font partie des minorités visibles et qui sont immigrants sont moins susceptibles d'être travailleurs autonomes que les Canadiens de naissance, alors que les femmes qui appartiennent à ces catégories sont plus susceptibles d'être travailleuses autonomes. Dans les ménages comprenant des enfants d'âge préscolaire, les hommes sont plus susceptibles d'être travailleurs autonomes tandis que les femmes le sont moins. D'autre part, les hommes ayant une des langues officielles du Canada comme langue maternelle sont moins susceptibles d'être travailleurs autonomes (ou plus susceptibles d'être salariés); les femmes qui présentent cette caractéristique sont plus susceptibles d'être travailleuses autonomes si l'on tient compte d'autres facteurs. En résumé, de nombreux faits prouvent que les hommes ont un comportement très différent des femmes au chapitre du travail autonome et doivent donc faire l'objet d'une analyse distincte.

3.3. Nos résultats dans le contexte des travaux de recherche antérieurs :

Le différentiel de revenu entre les travailleurs autonomes et les salariés a été analysé au moyen de la structure décrite dans les équations (6) dans un nombre restreint d'articles seulement. Parmi ces articles, ceux qui ont étudié la décision de devenir travailleur autonome au moyen du modèle structurel décrit dans l'équation (4) sont encore moins nombreux. Il s'agit des études suivantes (elles sont présentées dans l'ordre chronologique) : Rees et Shah (1986), Macpherson (1988), de Wit et van Winden (1989), Evans et Leighton (1989), Dolton et Makepeace

[5] L'impact de l'âge chez les hommes est exprimé par une courbe concave : l'impact est positif jusqu'à l'âge de 51 ans et est négatif par la suite. Dans le cas des femmes, l'impact augmente toutefois de façon soutenue avec l'âge.

(1990), Fujii et Hawley (1991), Pfeiffer et Pohlmeier (1992) et Taylor (1996). Les caractéristiques distinctives de ces huit études sont présentées au tableau 5.

Tableau 5 : Survol des travaux de recherche antérieurs

Article	Pays	Échantillon	Équations du revenu				Équation du modèle probit structurel	
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rees et Shah (1986)	R.-U.	Hommes âgés de 15 à 65 ans	+	+,*	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : profession, endroit Équation du salarié : Scolarité, âge, santé, état civil, race, profession	+	Variables significatives : Scolarité, âge, santé Variables non significatives : État civil, race, enfants
Macpherson (1988)	É.-U.	Femmes mariées âgées de 25 à 64 ans	+	-,*	+,*	Équation du travailleur autonome : Scolarité, enfants Équation du salarié : Scolarité, expérience de travail, race, enfants	s.o. ou n.d.	
de Wit et van Winden (1989)	Pays-Bas	Suivi (1983) d'hommes qui étaient en 6e année en 1952	+	+	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : parent(s) absent(s)?, sexe Équation du salarié : capacité scolaire, scolarité, plus haut niveau de scolarité, formation supplémentaire, expérience, sexe, secteur d'activité	+	Variables significatives : Situation professionnelle du père, situation du père à titre de travailleur autonome, expérience, sexe, secteur d'activité Variables non significatives : Capacité scolaire, scolarité, diplôme?, plus haut niveau de scolarité?, religion
Evans et Leighton (1989)	É.-U.	Hommes âgés de 14 à 24 ans en 1966	n.s.	n.s.	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : Incapacité, milieu urbain, pratique des affaires, scolarité Équation du salarié : Etat civil, milieu urbain, incapacité, antécédents salariaux, scolarité, durée du chômage, profession	s.o. ou n.d.	
Dolton et Makepeace (1990)	R.-U.	Hommes et femmes qui venaient d'obtenir un diplôme en 1980	-	+,*	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : Classe de diplôme Équation du salarié : Type de diplôme, type d'école, résultats de niveau A, nombre de mois en chômage, nombre de mois de travail, situation professionnelle, salaire, nombre d'emplois, travail à temps partiel, diplôme universitaire?, M.Sc.?, Ph.D.?, qualification professionnelle?, sexe, groupe ethnique	+	Variables significatives : Âge, sexe, salaire, classe sociale, enfants, type d'école, situation professionnelle Variables non significatives : État civil, classe de diplôme, résultats de niveau A, diplôme universitaire?, M.Sc.?, Ph.D.?, qualification professionnelle?, sexe, groupe ethnique

Article	Pays	Échantillon	Équations du revenu				Équation du modèle probit structurel	
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fuji et Hawley (1991)	US	Hommes âgés de 25 à 55 ans	+,*	+,*	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : Scolarité, expérience, actif, ancienneté professionnelle, revenu de l'épouse Équation du salarié : Scolarité, actif, expérience	+,*	Variables significatives : Scolarité, expérience, revenu de l'épouse, actif Variables non significatives : Race
Pfeiffer et Pohlmeier (1992)	Allemagne de l'Ouest	Hommes	+	+	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : Durée des études, durée de la formation professionnelle, état civil, incapacité, situation du père à titre de travailleur autonome, emploi en agriculture? Équation du salarié : L'équation du salarié n'a pas été fournie	+	Variables significatives : Âge, état civil, taille de la communauté, emploi nécessitant une formation professionnelle, diplôme d'enseignement professionnel exigé?, incapacité, situation du père à titre de travailleur autonome, emploi en agriculture? Variables non significatives : taux de chômage, durée des études
Taylor (1996)	R.-U.	Travailleurs à temps plein de sexe masculin	+,*	-	s.o. ou n.d.	Équation du travailleur autonome : Âge, profession, secteur d'activité, scolarité Équation du salarié : Âge, état civil, enfants, minorité ethnique, profession, secteur d'activité, scolarité, diplôme, titre supérieur ou autre, région	+,*	Variables significatives : État civil, parents travailleurs autonomes, valeur de la maison, profession, caractéristiques de l'emploi Variables non significatives : Âge, enfants, rapport chômage-postes vacants, scolarité, titre(s) supérieur(s) ou autre, région

Légende : Dans la colonne (1), on retrouve le signe («+» et «-») et la signification («*» si la variable est significative) pour le terme utilisé afin de corriger le biais de l'équation du revenu des travailleurs autonomes qui est dû au tirage des échantillons de travailleurs autonomes et de salariés. La colonne (2) fait état de l'équation du revenu des travailleurs salariés [«+», «-» et «*»; voir colonne (1)]. La colonne (3) fait état du biais dû au tirage des échantillons de participants et de non-participants [«+», «-» et «*»; voir colonnes (1) et (2)]. La colonne (4) renferme les résultats importants [c.-à-d. les variables significatives] pour les équations du revenu. Dans la colonne (5), on retrouve le signe et la signification de la différence de revenu prévue entre le travail autonome et le salariat dans le modèle probit structurel utilisé pour expliquer la décision de devenir travailleur autonome, si elle a été estimée [«+», «-» et «*»; voir colonnes (1), (2) et (3)]. La colonne (6) renferme les résultats importants de l'équation du modèle probit structurel utilisé pour expliquer la décision de devenir travailleur autonome. Enfin, «n.s.» veut dire «non significatif» (signe non fourni) et «s.o. ou n.d.», «sans objet ou non disponible».

Tout d'abord, nous tenons à souligner que le présent article constitue la première étude canadienne sur le comportement à l'égard du travailleur autonome qui s'ajoute à cette liste. Parmi les huit études antérieures, une portait sur des données néerlandaises [de Wit et van Winden (1989)], une sur des données ouest-allemandes [Pfeiffer et Pohlmeier (1992)], trois sur des données britanniques [Rees et Shah (1986), Dolton et Makepeace (1990) et Taylor (1996)], et trois sur des données américaines [Macpherson (1988), Evans et Leighton (1989) et Fujii et Hawley (1991)].

Notre article est unique de par son traitement de la décision de devenir travailleur autonome chez les hommes et les femmes. Un certain nombre d'études ont analysé les différences entre les hommes et les femmes au chapitre des caractéristiques des travailleurs autonomes, sans toutefois recourir à un cadre économique explicite [p. ex. Cachon et Carter (1989), Cromie (1987), Welsch et Young (1984)]. Comme le démontre le tableau 5, parmi les études qui ont utilisé un tel cadre, toutes sauf deux ont eu recours à un cadre économique explicite et portaient exclusivement sur les hommes [Rees et Shah (1986), de Wit et van Winden (1989), Evans et Leighton (1989), Fujii et Hawley (1991), Pfeiffer et Pohlmeier (1992), et Taylor (1996)]. Une étude mentionnée au tableau 5 s'est intéressée uniquement aux femmes mariées [Macpherson (1988)], alors qu'un article a analysé les hommes et les femmes [Dolton et Makepeace (1990)], mais uniquement ceux et celles qui ont terminé leurs études récemment. Bien qu'ils aient analysé la décision de devenir travailleur autonome chez les hommes et les femmes, Dolton et Makepeace ont eu recours à un échantillon global. Ils ont considéré le sexe comme un facteur significatif dans le cadre de la décision de devenir travailleur autonome; cependant, ils n'ont pas analysé séparément les hommes et les femmes comme nous l'avons fait dans le présent article. Pourtant, nos résultats font ressortir des différences marquées entre les résultats relatifs aux

hommes et ceux relatifs aux femmes; il convient d'en tenir compte avant de tirer des conclusions sur le comportement à l'égard du travail autonome.[6]

Notre article apporte une troisième contribution en analysant en profondeur le modèle structurel présenté à la section 2. Nous avons plus précisément estimé des modèles du revenu tiré du travail autonome et du salariat qui sont à l'origine du biais d'échantillonnage lié à la participation et au travail autonome; nous avons ensuite utilisé ces résultats pour estimer le modèle probit structurel de la décision de devenir travailleur autonome. Aucune des études antérieures n'a respecté intégralement cette marche à suivre, bien qu'elles aient toutes intégré certaines étapes. Six des huit études du tableau 5 ont estimé le modèle structurel de la décision de devenir travailleur autonome, mais ont corrigé les équations du revenu en fonction du biais d'échantillonnage lié au travail autonome, par opposition à la participation [Rees et Shah (1986), de Wit et van Winden (1989), Dolton et Makepeace (1990), Fujii et Hawley (1991), Pfeiffer et Pohlmeier (1992) et Taylor (1996)]. Une étude [Evans et Leighton (1989)] a estimé uniquement les équations du revenu et a conclu que le travail autonome n'occasionnait pas de biais d'échantillonnage. Seul Macpherson (1988), dans son étude sur les femmes mariées au Royaume-Uni, teste l'existence d'un biais d'échantillonnage lié à la participation et arrive à la même conclusion que nous dans le présent article, jugeant qu'il est significatif. Bien que l'on puisse s'intéresser davantage au biais lié à la participation

---

[6] Après avoir utilisé un test de rapport de vraisemblance, nous réfutons à juste titre l'hypothèse voulant que les observations relatives aux hommes et aux femmes puissent être regroupées dans le modèle probit structurel de la décision de devenir travailleur autonome [φ^2_3=400 pour le modèle avec restrictions; φ^2_{19}=1680 pour le modèle sans restriction]. De même, nous rejetons l'hypothèse voulant que les observations relatives aux hommes et aux femmes puissent être regroupées dans l'équation du revenu inhérent au salariat [φ^2_{24}=129]; cependant, nous ne pouvons pas réfuter l'hypothèse se rapportant à l'équation du revenu inhérent au travail autonome [φ^2_{24}=17]. Donc, des régressions distinctes pour les hommes et les femmes sont motivées par les données, et le regroupement, que ce soit avec une variable fictive selon le sexe ou non, est rejeté. Sur demande, les auteurs peuvent fournir les résultats détaillés relatifs à ces équations intégrant à la fois les hommes et les femmes.

des femmes mariées (du fait que les interruptions de travail sont plus fréquentes dans ce groupe), nous avons constaté que le biais associé à la participation est significatif chez les hommes et les femmes et ne doit pas être ignoré.

Enfin, notre étude vient s'ajouter à la courte liste de publications sur l'impact de la conjoncture du marché du travail sur la décision de devenir travailleur autonome. Des six études qui ont estimé un modèle probit structurel de la décision de devenir travailleur autonome, seulement deux ont tenu compte de la conjoncture du marché local du travail, plus précisément du taux de chômage ou du rapport chômage-postes vacants [Pfeiffer et Pohlmeier (1992) et Taylor (1996)]. Ces deux études, qui portaient uniquement sur les hommes, ont conclu que le taux de chômage n'était pas significatif. Par contraste, nous avons décelé une relation négative significative entre le taux de chômage local et le travail autonome qui va dans le sens de l'hypothèse de l'influence de la prospérité examinée dans les pages qui précèdent.

Dolton et Makepeace (1990) ont intégré le taux de chômage local à leur modèle de travail autonome de forme réduite, mais ne l'ont pas inséré dans leur modèle structurel. Utilisant un échantillon regroupant des hommes et des femmes, ils ont constaté que le taux de chômage a un impact positif et significatif sur la probabilité du travail autonome, ce qui apporte un soutien modéré à l'hypothèse de l'influence du chômage. Les résultats que nous avons obtenus à l'égard des femmes (tableau 4) concordent avec les constatations de Dolton et Makepeace (1990) relativement aux femmes, mais non avec celles qui ont trait aux hommes. En effet, nos résultats laissent entendre que les hommes et les femmes se distinguent nettement lorsqu'ils doivent décider s'ils deviendront travailleurs autonomes et que, par conséquent, il convient de les séparer.

4. CONCLUSION

Bien que le travail autonome s'avère un aspect important du marché du travail moderne, nous avons encore beaucoup à apprendre sur ce qui pousse les gens à devenir travailleurs autonomes ainsi que sur son impact économique. De nouveaux fichiers de microdonnées tels que l'EDTR renferment des renseignements importants sur le travailleur autonome, qui, jusque là, n'étaient pas disponibles, et nous donnent l'occasion d'étudier ces questions plus attentivement. Dans le présent article, nous avons mis de l'avant un modèle économique classique afin d'établir le profil des travailleurs autonomes; ce modèle repose sur plusieurs facteurs, entre autres les possibilités de revenu inhérentes au salariat et au travail autonome pour chaque individu. Ces possibilités de revenu ne sont pas observables directement; on peut cependant les estimer de la façon habituelle à partir d'un modèle sous-jacent de la décision de participer au marché du travail, de la décision de devenir travailleur autonome et des équations du revenu.

Le modèle, qui a été en partie estimé dans quelques études antérieures, comporte trois étapes. Premièrement, nous estimons les modèles probit de forme réduite pour la participation et le travail autonome. Deuxièmement, nous estimons les équations du revenu pour le salariat et le travail autonome à partir des revenus observés qui corrigent le biais d'échantillonnage lié à la participation et au travail autonome. Troisièmement, nous estimons un modèle structurel de la décision de devenir travailleur autonome au moyen de la différence de revenu estimée entre l'emploi salarié et le travail autonome obtenue à la deuxième étape.

Plusieurs résultats intéressants se dégagent de nos estimations de ce modèle intégral. Alors que les autres études ont dans une large mesure fait abstraction des femmes ou regroupé les hommes et les femmes dans un même échantillon, nous avons notamment constaté que les hommes avaient un comportement très différent de celui des femmes à l'égard du travail autonome et que, par conséquent, il fallait

les analyser séparément. Par exemple, si les hommes et les femmes semblent très sensibles aux possibilités de revenu inhérentes au travail autonome et au salariat, ils réagissent d'une façon très différente à la conjoncture du marché local du travail. Un taux de chômage local plus faible est associé à un accroissement du travail autonome chez les hommes; c'est ce que nous avons appelé l'hypothèse de l'influence de la prospérité. Par contre, un taux de chômage plus faible se traduit par une diminution du travail autonome chez les femmes, conformément à l'hypothèse de l'influence du chômage. De même, l'impact de l'âge et de la situation de famille sur la décision de devenir travailleur autonome diffère de façon spectaculaire selon le sexe. La correction du biais d'échantillonnage lié à la participation et au travail autonome s'est avérée significative chez les hommes et les femmes dans notre analyse. Pour savoir si ces résultats sont l'apanage exclusif du Canada ou convergent avec des résultats portant sur d'autres pays, il faudra effectuer des analyses comparables du modèle structurel intégral du travail autonome en utilisant des microdonnées d'autres pays.

RÉFÉRENCES

Acs, Z., D. Audretsch, et D. Evans (1994), "Why does the self-employment rate vary across countries and over time?," Center for Economics Policy Research, Discussion Paper No. 871.

Aronson, R.L. (1991), Self-Employment: A Labour Market Perspective, Cornell Studies in Industrial and Labour Relations, No. 24 (Ithaca, NY: ILR Press).

Becker, E. (1983), "Self-employed workers: An update to 1983," Monthly Labour Review 107, 14-18.

Blanchflower, D., et A. Oswald (1991), "Self-employment and Mrs. Thatcher's enterprise clinic," Center for Economic Performance Discussion Paper, No. 30.

Bogenhold, D., et U. Staber (1991), "The decline and rise of self employment," Work, Employ-ment and Society 5, 223-39.

Borjas, G., et S. Rosen (1980), "Income prospects and job mobility of younger men," in R. Ehrenberg, ed., Research on Labour Economics, Volume 3 (Greenwich, Connecticut: JAI Press).

Bregger, J. (1996), "Measuring self-employment in the United States," Monthly Labour Review, January-February, 3-9.

Cachon, J.-C., et S. Carter (1989), "Self-employed females and the workforce: Some common issues across the Atlantic," Journal of Small Business & Entrepreneurship 6 (4), 20-31.

Catsiapis, G., et Robinson, C. (1982) "Sample Selection Bias with Multiple Selection Rules," Journal of Econometrics 18, 351-68.

Cohen, G. L. (1988), Enterprising Canadians: The Self-employed in Canada (Ottawa: Statistics Canada).

Creigh, S., C. Roberts, A. Gorman, et P. Swayer (1986), "Self-employment in Britain: Results from the labour force surveys, 1981-84," Employment Gazette 95, 183-194.

Cromie, S. (1987), "Similarities and differences between women and men who choose business proprietorship," International Small Business Journal 5 (3), 43-60.

Daly, M. (1991), "The 1980s - A decade of growth in enterprise: Self-employment data from the labour force survey," Employment Gazette 99, 109-34.

Dennis, W. (1996), "Self-employment: When nothing else is available?," Journal of Labour Research 17 (4), 645-61.

De Wit, G., et F.A.A.M. van Winden (1989), "An empirical analysis of self-employment in the Netherlands," Small Business Economics 1, 263-272.

Dolton, P., et G. Makepeace (1990), "Self employment among graduates," Bulletin of Economic Research 42, 35-53.

Evans, D., et L. Leighton (1989), "Some empirical aspects of entrepreneurship," American Economic Review 79, 519-535.

Fujii, E., et C. Hawley (1991), "Empirical aspects of self-employment," Economics Letters 36, 323-329.

Hakim, C. (1988), "Self-employment in Britain: Recent trends and current issues," Work, Employment and Society 2 (4), 421-450.

Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error," Econometric 47, 153-161.

Hubler, O. (1989) "Individual Overtime Functions with Double Correction for Selectivity Bias," Economics Letters 29, 87-90

Human Resources Development Canada (1998), "Diverging trends in self-employment in Canada," Applied Research Bulletin 4 (1), 13-18.

Killingsworth, M. (1983), Labor Supply (Cambridge, U.K.: Cambridge University Press).

Loutfi, M. (1991), "Self-employment patterns and policy issues in Europe," International Labour Review 130, 1-19.

Macpherson, D.A. (1988), "Self-employment and married women," Economic Letters 28, 281-84.

Mallett, T. (1991), "A profile of self-employment earnings," Journal of Small Business & Entrepreneurship 8 (3), 15-23.

Meager, N. (1992), "Does unemployment lead to self-employment?," Small Business Economics 4, 87-104.

Pfeiffer, F., et W. Pohlmeier (1992), "Income, uncertainty and the probability of self-employment," Recherches Economiques de Louvain 58 (3-4), 265-281.

Rees, H., et A. Shah (1986), "An empirical analysis of self-employment," Journal of Applied Econometrics 1, 95-108.

Riddell, W.C., et A, Sharpe (1998), "The Canadian-US unemployment rate gap: An introduction and overview," Canadian Public Policy 24 (Supplement), S1-S37.

Taylor, M. (1996), "Earnings, independence or unemployment: Why become self-employed," Oxford Bulletin of Economics and Statistics 58 (2), 253-265.

Tepper, E. (1988), Self-employment in Canada Among Immigrants of Different Ethno-Cultural Backgrounds (Ottawa: Employment and Immigration Canada).

Welsch, H., et E. Young (1984), "Male and female entrepreneurship characteristics and behaviors: A profile of similarities and differences," International Small Business Journal 2 (4), 11-20.

White, H. (1980), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity," Econometrica 48, 817-838.

Wolpin, K. (1977), "Education and Screening," American Economic Review 67 (5), 949-958.